

EFFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF SOBRE LA OFERTA LABORAL DE LAS MUJERES CASADAS

RESUMEN

El objetivo de este artículo es simular los efectos de la reforma impositiva llevada a cabo en España en 1999 sobre el comportamiento laboral y el nivel de bienestar de las mujeres casadas en un contexto de equilibrio parcial. Para ello se estiman, mediante máxima verosimilitud, dos modelos alternativos de oferta de trabajo en los que se especifica completamente la restricción presupuestaria. Las simulaciones sugieren que el nuevo impuesto puede alterar las decisiones femeninas de oferta y provoca, en general, mejoras en el bienestar individual.

Palabras clave: Oferta de trabajo, impuestos sobre la renta, simulación.

Clasificación JEL: J22

ABSTRACT

The aim of this paper is to simulate the effects of the Spanish 1999 tax reform on the married women's labour behaviour and welfare in a partial equilibrium context. We estimate by maximum likelihood two models of labour supply which take into account of the characteristics of the budget constraint. The simulation exercises suggest that the new tax can have significant effects on female's labour supply decisions and seems to increase the individual's welfare.

Keywords: Labour supply, direct taxation, simulation.

EFFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF SOBRE LA OFERTA LABORAL DE LAS MUJERES CASADAS

Jaume García* y María José Suárez**

* Departamento de Economía y Empresa (Universidad Pompeu Fabra)
C/ Ramón Trias Fargas, 25, 08005, Barcelona, Spain.
e-mail: jaume.garcia@econ.upf.es
Teléfono: 93 542 17 48

** Departamento de Economía (Universidad de Oviedo)
Avenida del Cristo, s/n, 33071, Oviedo, Spain.
e-mail: msuarez@econo.uniovi.es

AGRADECIMIENTOS. Jaume García agradece la ayuda financiera recibida del Ministerio de Educación y Ciencia, a través del proyecto DGSIC PB98-1058-C03-01, y María José Suárez la obtenida del Ministerio de Ciencia y Tecnología, SEC2000-0636.

1.- INTRODUCCIÓN

Los cambios recientes producidos en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) de nuestro país ponen de actualidad el estudio de la influencia del sistema impositivo sobre el comportamiento individual. En particular, resulta interesante analizar la respuesta de las mujeres casadas en relación a su oferta de trabajo, dada la mayor sensibilidad de sus decisiones a las variaciones en el salario o en los otros ingresos netos de la familia¹.

En España se han realizado varias investigaciones económicas sobre el tema de oferta de trabajo [véase, por ejemplo, Martínez-Granado (1994), Alonso y Fernández (1995), García y Molina (1998), Fernández *et al.* (1999), Fernández (2000) y Suárez (2000)] y, más en concreto, sobre la influencia del sistema impositivo en la elección de jornada [García *et al.* (1989, 1993), Segura (1996), Álvarez y Prieto (2000), Arrazola *et al.* (2000), Suárez (2000) y García y Suárez (2001)]. Además, en algunos casos se han llevado a cabo ejercicios de simulación de cambios en el sistema impositivo sobre el comportamiento de los individuos, a partir de estimaciones de modelos de oferta de trabajo aunque, o bien se ha empleado una versión simplificada del conjunto presupuestario [García *et al.* (1989, 1993)], o bien el modelo de oferta de trabajo tenía una especificación muy sencilla, tipo Tobit (García *et al.*, 1997)².

¹ Véase Killingsworth y Heckman (1986), Pencavel (1986) y Blundell y MaCurdy (1999) para una revisión de la literatura económica de la oferta laboral.

² Debe destacarse que el ejercicio de simulación planteado en García *et al.* (1997) era más ambicioso, al considerar también el comportamiento de los individuos en relación a la demanda, por lo que el detalle en la especificación de la ecuación de oferta de trabajo es menor.

El objetivo de este estudio es analizar los efectos de la reforma anteriormente mencionada sobre la oferta de trabajo y el bienestar de las mujeres casadas. A diferencia de los trabajos de simulación antes mencionados, se ha realizado un esfuerzo por aproximar el conjunto presupuestario especificado al real, así como por modelizar de forma más completa los procesos que explican las situaciones laborales de los individuos. En concreto, no se hace ningún tipo de simplificación respecto al número de tramos que componen la restricción, se tiene en cuenta la posibilidad que tiene la pareja de optar por la declaración individual o conjunta y se consideran dos tipos de errores en el modelo de oferta: el de preferencias y el de optimización, a fin de introducir heterogeneidad no observada en la función de utilidad y permitir que las decisiones deseadas y observadas no necesariamente coincidan.

El ejercicio de simulación está basado en la estimación de un modelo de oferta de trabajo para dos especificaciones alternativas, que se diferencian en las hipótesis relativas a la probabilidad de estar desocupado³. En la versión A se supone que cualquier mujer no empleada puede desear o no trabajar, mientras que en la versión B se hace uso de la información que proporciona la base de datos acerca de la situación de inactividad o desempleo, y se asume que las mujeres que se declaran inactivas no quieren trabajar. Los dos modelos se estiman mediante el método de Hausman, que ha sido ampliamente

³ Los modelos especificados son muy similares a los modelos 1 y 4 de García y Suárez (2001) en su versión de régimen más favorable. En dicho trabajo se especifican cuatro modelos de oferta laboral en presencia de impuestos, con distintos supuestos sobre los procesos explicativos de la situación laboral individual, el conjunto presupuestario aplicable y el tipo de errores considerados. Estos autores encuentran que los resultados son muy sensibles a los supuestos planteados.

utilizado en la literatura de oferta con impuestos⁴ y empleando una muestra de corte transversal de mujeres casadas españolas, procedente de los dos primeros ciclos del Panel de Hogares de la Unión Europea (1994, 1995).

Los resultados de las simulaciones realizadas indican que el cambio en el IRPF desincentiva la participación femenina mientras que la jornada media de las ocupadas aumenta. Adicionalmente, se encuentra una caída importante en la recaudación y una mejora en el bienestar individual. No obstante, dependiendo de la especificación planteada, la magnitud de los resultados puede variar considerablemente.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. En el segundo apartado se describen las principales características de los sistemas impositivos vigentes en 1994 y 1999. En el tercer apartado se comenta brevemente la especificación econométrica de los dos modelos propuestos y se muestran los resultados de su estimación. En el cuarto apartado se realizan los ejercicios de simulación para cuantificar las consecuencias de la reforma. Por último, se exponen las principales conclusiones de la investigación.

⁴ Véase, por ejemplo, Hausman (1981), Zabalza (1983), Arrufat y Zabalza (1986), Bourguignon y Magnac (1990) o Colombino y del Boca (1990), entre otros.

2.- LOS SISTEMAS DE IMPOSICIÓN DIRECTA EN 1994 Y 1999

A continuación se comentan las características del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas en 1994 y en 1999, centrándonos en los aspectos que tienen incidencia directa en el análisis empírico.

En la aplicación del IRPF vigente en 1994 se han tenido en cuenta los rendimientos íntegros del trabajo personal, del capital mobiliario e inmobiliario - excluyendo los procedentes de inmuebles urbanos en propiedad- y, en su caso, los beneficios empresariales. La base liquidable, sobre la que se aplica la tabla de tipos para determinar la cuota íntegra, es la suma de los rendimientos netos procedentes de dichas fuentes.

Según la legislación, los rendimientos netos del trabajo se obtienen restando, de los ingresos íntegros, el 5% de su valor -con un máximo de 250.000 pesetas- y las cotizaciones a la Seguridad Social⁵. Los rendimientos netos del capital mobiliario son el resultado de reducir los ingresos brutos en 25.000 pesetas, teniendo en cuenta que esta reducción no puede dar lugar a un valor negativo. Respecto al capital inmobiliario, la encuesta proporciona información a nivel de hogar, por lo que se supone que las retribuciones procedentes de esta fuente se reparten a la mitad entre los cónyuges.

Una vez conocida la base liquidable, se le aplica la tabla de tipos impositivos para calcular la cuota íntegra. En la declaración individual hay 18

⁵ Se ha supuesto que el tipo de cotización del trabajador es del 6'6%, que es el que corresponde a los asalariados que están bajo el Régimen General de la Seguridad Social.

tipos y, en la conjunta, 17, que van desde el 0% hasta el 56%. De la cuota íntegra se pueden restar una serie de cantidades en concepto de deducciones, que reducen la cuantía final a pagar. Los datos permiten aproximar las deducciones familiares por ascendientes y descendientes, por rendimientos del trabajo dependiente y por alquiler de la vivienda habitual. Sin embargo, no se han podido calcular las deducciones por adquisición o rehabilitación de la vivienda habitual, que probablemente representen un componente importante para una parte de la muestra.

La deducción por ascendientes se aplica cuando éstos conviven con el sujeto pasivo y obtienen rentas inferiores al salario mínimo interprofesional. Su cuantía varía en función de la edad del familiar, siendo de 15.000 pesetas si tiene menos de 65 años y de 30.000, en caso contrario. Asimismo hay una deducción de 20.000 pesetas por cada hijo soltero, de edad inferior a 30 años, que conviva con el sujeto pasivo y que se encuentre dentro del límite de renta que se aplica a los ascendientes. En la declaración individual estas deducciones se reparten por partes iguales entre los cónyuges.

La deducción por alquiler de vivienda es del 15% sobre el importe total pagado por este concepto. Para tener derecho a ella, se deben cumplir ciertos requisitos en cuanto a la cuantía de la base imponible y la proporción que supone el alquiler respecto a los rendimientos totales netos⁶. Por último, los individuos que reciben rentas del trabajo pueden deducir, en general, 25.200 pesetas. No obstante, en la declaración individual, si el resto de rendimientos

netos es inferior a dos millones, esta deducción puede aumentar hasta 68.000 pesetas⁷.

La cuota líquida, que es la que indica la cantidad de impuestos que el sujeto pasivo debe abonar, se obtiene como resultado de restar, de la cuota íntegra, las deducciones comentadas y no puede ser negativa.

La reforma legislativa realizada en 1999 está motivada por la necesidad de simplificar el impuesto y de adaptarlo al modelo existente en los países de nuestro entorno⁸. Entre las modificaciones llevadas a cabo destacan, sobre todo, la reducción del número de tramos impositivos, que pasan de 17 ó 18 - según el tipo de declaración- a seis, y la sustitución de las deducciones familiares de la cuota por mínimos personales y familiares que se restan de la base imponible. Las deducciones de la cuota íntegra se limitan básicamente a las cantidades destinadas a la adquisición o rehabilitación de la vivienda habitual y a cierto tipo de inversiones y donaciones, aparte de las que establezcan las Comunidades Autónomas.

La liquidación del impuesto se realiza tal y como se expone a continuación, deflactando todas las cantidades para pasarlas a pesetas de 1994. Los ingresos netos del trabajo se obtienen restando, de los brutos, las cotizaciones a la Seguridad Social y una reducción, comprendida entre 375.000

⁶ Los requisitos son que la base imponible no supere los 3.000.000 de pesetas (4.500.000 si se trata de declaración conjunta) y el alquiler pagado exceda el 10% de la misma. La deducción máxima es de 75.000 pesetas.

⁷ En concreto, para rendimientos netos del trabajo inferiores o iguales a un millón, la deducción es de 68.000 y, si están comprendidos entre 1.000.000 y 1.800.000 la deducción es: 68.000-[0'05*(rendimientos netos del trabajo - 1.000.000)].

y 500.000 pesetas, que depende de la cuantía de los ingresos laborales netos de cotizaciones y de otras rentas brutas. Esta reducción no puede dar lugar a un valor negativo. La base imponible del impuesto se obtiene sumando los rendimientos netos del trabajo, los ingresos del capital mobiliario e inmobiliario y, en el caso del marido, los beneficios empresariales.

De la base imponible se restan 550.000 pesetas (1.100.000 en declaración conjunta), en concepto de mínimo personal, y el mínimo familiar por ascendientes y descendientes para obtener la base liquidable. El mínimo familiar por ascendientes aplicado es de 100.000 pesetas por cada uno de ellos, siempre que convivan con el contribuyente, tengan más de 65 años y no hayan obtenido rentas superiores al salario mínimo interprofesional. El mínimo familiar por descendientes es de 200.000 pesetas por cada uno de los dos primeros y 300.000 pesetas a partir del tercero. Esta cuantía se aumenta en 25.000 pesetas por cada hijo menor de 16 años. Para tener derecho a este mínimo es necesario que los descendientes sean menores de 25 años, no estén casados y no hayan obtenido rentas superiores a 1.000.000 pesetas. Estos mínimos familiares se reparten entre los cónyuges en caso de declaración individual.

A la base liquidable se le aplica la tabla de tipos impositivos, que es la misma independientemente del tipo de declaración, para determinar la cuota íntegra. De ésta se resta la compensación fiscal establecida para los contribuyentes que sean arrendatarios de su vivienda habitual. Esta

⁸ Véase, por ejemplo, la exposición de motivos de la Ley 40/1998 del IRPF.

compensación consiste en el 10% del importe del alquiler, con un máximo de 100.000 pesetas y sólo se puede realizar si se cumplen ciertas condiciones⁹. No se han tenido en cuenta las deducciones por adquisición de vivienda, puesto que no pudieron calcularse con el impuesto vigente en 1994, ni las autonómicas, porque no se dispone de información para hallarlas todas.

La restricción presupuestaria a la que se enfrenta el individuo se construye a partir de la información sobre el salario bruto, la renta no salarial en caso de no trabajar y la legislación impositiva. A la hora de especificar la restricción nos encontramos con el problema de que los límites a ciertas deducciones generan en algunas observaciones problemas de no convexidad del conjunto presupuestario, fundamentalmente para el IRPF de 1994. Esto se debe a que el tipo impositivo marginal aumenta cuando esas deducciones llegan al mínimo o no pueden seguir realizándose. En los casos en que sucede esto se hace una aproximación convexa.

Otra dificultad que se plantea es que la legislación española de 1994 y 1999 admite la posibilidad de que los miembros de la unidad familiar puedan realizar la declaración conjunta o individualmente. Cabe esperar que los individuos elijan la opción en la que pagan menos impuestos. En esta investigación se adjudica a cada observación un tipo de declaración. Se supone que las personas que no trabajan realizan la declaración conjunta puesto que suele ser la mejor opción para ellas. En cambio, para las mujeres trabajadoras, se liquidan los dos tipos, teniendo en cuenta su jornada semanal

⁹ La base imponible debe ser inferior a 3.500.000 (o 5.000.000 si se realiza la declaración conjunta) y los pagos por alquiler deben superar el 10% de los rendimientos netos.

realizada y su salario observado, y se les asigna aquélla que da lugar a una menor cuota líquida total.

3.- EL MODELO DE OFERTA LABORAL EN PRESENCIA DE IMPUESTOS

Para estudiar la oferta laboral femenina se proponen dos modelos que parten de la hipótesis de que la elección de jornada laboral es el resultado de una decisión de maximización de la utilidad individual sujeta a la restricción presupuestaria que incorpora la influencia del sistema impositivo sobre la renta. Cuando el conjunto presupuestario es convexo y está delimitado por K segmentos lineales, la oferta se especifica del siguiente modo:

$$\begin{aligned}
 h^s &= 0 & \text{si } g_1 + e \leq 0 \\
 h^s &= g_k + e & \text{si } H_{k-1} \leq g_k + e \leq H_k, \quad k = 1, 2, \dots, K \\
 h^s &= H_k & \text{si } g_k + e > H_k \text{ y } g_{k+1} + e < H_k, \quad k = 1, 2, \dots, K-1 \\
 h^s &= H_K & \text{si } g_K + e > H_K
 \end{aligned} \tag{1}$$

donde h^s es el número de horas a la semana que el individuo desea trabajar; g_k es la parte no aleatoria de la función de oferta ($g_k = a_1 w_k + a_2 y_k + bX$); w_k es el salario neto en el segmento k de la restricción [$w_k = w_b (1 - t_k)$]; y_k es la renta no salarial virtual del segmento k , es decir, la que tendría el individuo si no trabajase y se enfrentase a una restricción lineal con pendiente w_k ; X es un vector de características individuales; e es el error de preferencias, que sigue

una distribución normal de varianza s_p^2 ; a_1 , a_2 y b son parámetros, y H_k es la jornada correspondiente al punto de esquina superior del segmento k . La jornada semanal máxima es de 96 horas¹⁰.

La existencia de restricciones del lado de la demanda, de problemas de información imperfecta u otras razones pueden hacer que el tiempo de trabajo realizado habitualmente difiera del deseado¹¹. Para incorporar esta posibilidad se añade un error de optimización, u , que sigue una distribución normal de varianza σ_u^2 y se supone independiente del de preferencias. En consecuencia, las horas de trabajo observadas vienen dadas por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} h^a &= 0, & \text{si } h^s &= 0 \text{ ó } h^s + u \leq 0 \\ h^a &= h^s + u, & \text{si } h^s &> 0 \text{ y } h^s + u > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

donde h^a denota el número de horas actualmente trabajadas. Como se puede deducir de la ecuación anterior, se supone que todas las empleadas desean un número positivo de horas, puesto que tienen siempre a su alcance la posibilidad de no trabajar, luego si están ocupadas es porque obtienen mayor utilidad trabajando que en la inactividad. Por el contrario, una persona desocupada puede estar en dicha situación voluntariamente –porque no quiere acceder al mercado laboral- o involuntariamente –si desea trabajar, pero no ha encontrado empleo-.

¹⁰ Se han realizado estimaciones con valores alternativos de la dotación máxima de tiempo y los resultados apenas cambian.

¹¹ Véase Suárez (2000) para un análisis empírico de la oferta de trabajo femenina en España en presencia de restricciones en la jornada.

Los parámetros de la función de oferta se obtienen mediante un enfoque tipo Hausman en el que se estima, por máxima verosimilitud, la probabilidad de observar la jornada de trabajo realizada habitualmente por cada individuo de la muestra. En la construcción de la función de verosimilitud hay que tener en cuenta que la existencia del error de optimización impide saber en qué segmento o punto de esquina se encuentra la jornada deseada. En particular, en el caso de las mujeres trabajadoras, lo único que se conoce es que ésta es superior a cero horas. Por lo tanto, la probabilidad de que una mujer trabaje un número positivo de horas (h^a) es igual a la probabilidad conjunta de que desee estar en algún segmento o punto de esquina de su restricción y trabaje su jornada habitual:

$$Pr(h^a = h_i^a) = \sum_{k=1}^K Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = h_i^a) + \sum_{k=1}^K Pr(h^s = H_k, h^a = h_i^a) \quad (3)$$

La diferencia entre los dos modelos está en la contribución a la función de verosimilitud de las personas no trabajadoras. El modelo A asume que cualquier mujer que no esté empleada puede desear permanecer en la inactividad o incorporarse al mercado laboral, en cuyo caso no ha encontrado empleo. Luego la probabilidad de observar cero horas es:

$$Pr(h^a = 0) = Pr(h^s = 0) + \sum_{k=1}^K Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = 0) + \sum_{k=1}^K Pr(h^s = H_k, h^a = 0) \quad (4)$$

Sin embargo el modelo B emplea la información que proporciona la encuesta sobre la clasificación de una persona no ocupada como parada o inactiva. Se supone que las desempleadas pueden venir de cualquier posición deseada (por tanto, se admite la posibilidad de que haya individuos que se declaren parados aunque, en realidad, no buscan empleo de forma activa). Por ello, su contribución a la función de verosimilitud viene dada por la ecuación (4). En cuanto a las inactivas, se establece la hipótesis de que están fuera del mercado laboral, de forma que la probabilidad de ser inactivo es igual a la probabilidad de no desear trabajar¹²:

$$Pr(h^a = 0) = Pr(h^s = 0) \quad (5)$$

A partir de la función de oferta especificada y, teniendo en cuenta los supuestos sobre la distribución de los errores se construye la función de verosimilitud¹³.

La estimación empírica se realiza con datos de 1994 referentes a una muestra de mujeres españolas procedente del Panel de Hogares de la Unión Europea. Concretamente, la muestra está compuesta por mujeres casadas que

¹² La división entre parados e inactivos no siempre está clara. En Suárez (2000) se estiman, además de estas dos versiones, otras dos alternativas en relación a este tema y con una especificación similar a la de este trabajo. En un caso se supone que las paradas desean un número positivo de horas y que las inactivas no quieren trabajar. En el otro caso las paradas ofrecen siempre un tiempo de trabajo positivo, mientras que las inactivas pueden desear o no trabajar. El valor de la función de verosimilitud alcanzado en cualquiera de estas dos especificaciones es menor que el correspondiente al modelo de características similares empleado aquí.

¹³ Véase García y Suárez (2001) para una especificación más detallada de esta función.

se declaran cónyuges del cabeza de familia y que forman parte de hogares compuestos por la mujer y su marido y, si los hubiere, por hijos o padres de ambos. Se han eliminado aquellos casos en que algún miembro de la familia cambia de hogar del año 1994 al 1995. Por otra parte, se seleccionan observaciones en que ambos cónyuges tienen menos de 65 años y ninguno está pluriempleado. En cuanto a su situación laboral, la mujer puede estar desempleada, inactiva u ocupada por cuenta ajena. Por último, se descartaron aquellos casos en los que no se disponía de toda la información necesaria. El tamaño muestral es de 2586 observaciones, de las que 576 son asalariadas.

La variable dependiente de la función de oferta de trabajo (ecuación 2) es la jornada semanal realizada habitualmente en el empleo. Respecto a las variables explicativas, se incluye, en primer lugar, el salario por hora neto. Dada la falta de observación de dicha variable para las mujeres que no trabajan y su posible correlación con las decisiones de oferta laboral, para calcular el salario neto se estima previamente una ecuación salarial en forma semilogarítmica mediante el método de Heckman (1979) y empleando como variable dependiente los ingresos brutos por hora¹⁴. Con los coeficientes obtenidos, se predice el salario bruto para cada individuo de la muestra y se le aplica el tipo impositivo marginal¹⁵. En segundo lugar, la renta virtual está expresada en términos semanales y se obtiene a partir de la renta no salarial correspondiente a cero horas de trabajo. Esta última incluye todas las

¹⁴ Los resultados del Probit de participación y de la ecuación salarial se muestran en los Cuadros A2 y A3 del Apéndice.

¹⁵ Véase García (1991) para una discusión detallada de las implicaciones de distintas formas de imputar los salarios en las ecuaciones de oferta de trabajo.

retribuciones no salariales después de impuestos que la mujer obtuvo durante el año 1994, más los ingresos totales netos del marido en ese mismo período.

Además de las dos variables explicativas comentadas, se incluyen otras que pueden afectar al comportamiento laboral femenino (vector X). En concreto, las decisiones laborales también pueden depender de la edad, que se introduce en forma cuadrática, y del estado de salud (una variable dicotómica igual a uno cuando la persona dice que su salud es buena o muy buena). Los problemas de salud pueden inducir a las personas a retirarse del mercado laboral o a desear jornadas más bajas. Por otro lado, cabe esperar que la composición del hogar ejerza una influencia significativa sobre las decisiones de la esposa, en la medida en que persista la división tradicional de tareas en el matrimonio. Para comprobarlo se han incorporado tres variables: el número de hijos menores de 14 años de edad, el número de miembros de la familia de 14 o más años y una variable binaria que es igual a uno cuando la mujer dedica tiempo no remunerado al cuidado de niños o adultos. Por último, se han incluido variables ficticias regionales. En el Cuadro A.1 del Apéndice se definen las variables y se ofrece información sobre la estadística descriptiva de las mismas.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación por máxima verosimilitud de la función de oferta, para las dos versiones comentadas. En general, las variables incluidas resultan significativas y con el signo esperado. En los dos modelos estimados, el salario ejerce un efecto positivo sobre la jornada deseada, al contrario que la renta no salarial aunque, en la versión B,

esta última variable no resulta significativa. Por consiguiente, se cumple la condición de Slutsky para todos los valores posibles de la jornada.

CUADRO 1. ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE OFERTA DE TRABAJO

(variable dependiente: número de horas trabajadas a la semana)

Variables explicativas	Versión A		Versión B	
	Coef.	Estad.-t	Coef.	Estad.-t
Constante	-116.186	-3.175	-187.687	-3.665
Salario marginal/100	14.467	5.958	2.632	4.718
Renta no salarial virtual/10000	-2.239	-2.999	-0.047	-0.089
Edad	2.813	1.664	9.188	3.609
Edad ² /100	-5.859	-2.811	-12.774	-3.817
Dummy estado de salud	3.018	0.830	10.554	2.549
Nº miembros ≥ 14 años	-2.707	-1.303	-6.554	-2.801
Nº hijos < 14 años	-6.591	-2.484	-7.156	-2.746
Dummy cuidado niños/adultos	-8.310	-1.989	-8.289	-2.121
Noroeste	-6.892	-0.821	0.723	0.099
Noreste	8.611	1.112	11.757	1.617
Centro	-9.329	-1.130	-1.297	-0.184
Madrid	1.772	0.212	10.581	1.356
Este	18.521	2.349	20.264	2.514
Sur	-1.092	-0.145	3.375	0.492
σ _p	45.582	6.478	45.864	4.843
σ _o	15.976	5.995	14.091	2.861
Log L	-3365.32		-3704.75	
Nº observaciones	2586			

Notas: En la versión A no se distingue entre paradas e inactivas. Los dos grupos pueden desear o no trabajar. En la versión B, las paradas también pueden desear cualquier jornada (positiva o nula), mientras que las inactivas no desean trabajar.

Además, las horas de trabajo aumentan con la edad, pero a una tasa decreciente. Las cargas familiares –número de hijos menores de 14 años y dummy de cuidado de personas- reducen la jornada deseada, lo que apoya la idea de que la mujer es la principal responsable del cuidado de los hijos y que esta tarea restringe su tiempo disponible para otros fines. Además, se aprecian diferencias en las decisiones de oferta laboral entre regiones, destacando que

las mujeres que residen en las Comunidades Autónomas asignadas a la variable Este (Valencia, Cataluña y Baleares) ofrecen jornadas más elevadas que el resto. Por último, en la versión B también resultan significativas las variables relativas al estado de salud y al número de miembros de 14 o más años.

Las desviaciones típicas de los dos términos de error son significativas y la correspondiente al error de preferencias es sustancialmente mayor que la del error de optimización. Por otra parte, la significatividad de la desviación típica de este último parece señalar que existen divergencias entre las horas deseadas y realizadas.

En el Cuadro 2 se ofrece información sobre la elasticidad salarial de participación, de la jornada laboral condicionada a participación y de la elasticidad total. Como la oferta no es derivable en todos sus puntos, el cálculo de estas elasticidades se realiza mediante un ejercicio de simulación que consiste en incrementar el salario bruto de la mujer en un 10%. El procedimiento empleado sigue las pautas del que se expone en el siguiente apartado para estudiar los efectos del cambio impositivo. Por otra parte, dado que muchas mujeres no ocupadas pasan a trabajar un número muy pequeño de horas cuando se incrementa su salario, lo que difícilmente se observa en la realidad, se restringe el análisis a jornadas iguales o superiores a cinco horas semanales.

CUADRO 2. ELASTICIDADES SALARIALES

	Versión A	Versión B
Participación	1.215	0.260
Jornada media por ocupada	0.488	0.251
Total	1.762	0.518

Los cambios observados en el tiempo de trabajo y en el número de ocupadas en la versión A adoptan valores razonables y acordes con los de otros trabajos previos. Por ejemplo, García *et al.* (1989) obtienen una elasticidad de participación de 1'56, y de horas condicionada a participación de 0'29 y, en García *et al.* (1993), estas elasticidades son 1'35 y 0'29 respectivamente, frente a los valores de 1'22 y 0'49 obtenidos en este trabajo.

Otro resultado destacable es la diferencia que existe en el valor de las elasticidades dependiendo de la especificación elegida. La respuesta de la oferta laboral femenina es mucho más baja en la versión B que en la versión A. No obstante, en ambos casos la elasticidad de participación es superior a la de tiempo de trabajo.

4.- SIMULACIÓN DEL NUEVO SISTEMA IMPOSITIVO

El objetivo de este apartado es analizar los efectos de la reforma impositiva española sobre la oferta de trabajo y el bienestar. En particular, se comparan la jornada femenina realizada bajo la legislación vigente en 1994 y

1999, el número de ocupadas, y la cuantía a pagar en concepto de impuestos por todas las mujeres de la muestra y sus cónyuges. Asimismo, se mide el cambio en el bienestar a través del concepto denominado “Distancia Monetaria” (DM) propuesto por Zabalza (1984), que se define como la diferencia entre el gasto mínimo necesario para alcanzar el nivel de utilidad que se tiene después de la reforma, U_1 , y el que se requiere para obtener el nivel inicial (U_0):

$$DM = e(w, U_1) - e(w, U_0) \quad (6)$$

siendo $e(w,U)$ la función de gasto, que indica la mínima renta que debe tener el individuo para lograr una determinada utilidad. Si la Distancia Monetaria toma valores positivos, la reforma mejora el bienestar y viceversa. La elección de la medida salarial es arbitraria, en este caso se emplea el salario bruto predicho.

Teniendo en cuenta que se ha elegido una oferta de trabajo lineal, la función de utilidad de la que se deriva adopta la siguiente expresión:

$$U = \left(\frac{1}{a_2} \right) \left(h - \frac{a_1}{a_2} \right) \exp \left(\frac{a_2 c - h + \mathbf{bX} + e}{h - \frac{a_1}{a_2}} \right) \quad (7)$$

donde a_1 es el coeficiente salarial de la oferta, a_2 es el de la renta virtual, \mathbf{b} es el vector de parámetros correspondientes al resto de variables explicativas (\mathbf{X}), h es el tiempo de trabajo a la semana, c es el consumo semanal y e es el error

de heterogeneidad de preferencias. La función de gasto correspondiente a esta representación de las preferencias individuales es:

$$e(w, U) = U \exp(-a_2 w) - \frac{a_1}{a_2} w - \frac{1}{a_2} \mathbf{bX} - \frac{1}{a_2} e + \frac{a_1}{a_2^2} \quad (8)$$

Sustituyendo la expresión anterior en la ecuación (6) se obtiene:

$$DM = (U_1 - U_0) \exp(-a_2 w) \quad (9)$$

En las simulaciones se replica la muestra inicial siguiendo el procedimiento utilizado en trabajos anteriores por Zabalza (1983), Zabalza y Arrufat (1988) y García (1989). En la versión A se realiza una extracción aleatoria del error de preferencias teniendo en cuenta que, para las trabajadoras, su valor tiene que ser superior a aquél que las llevaría a permanecer inactivas. En cuanto al error de optimización, para las asalariadas se calcula como la diferencia entre la jornada observada y la deseada. Para las mujeres no ocupadas que, dado el error de preferencias obtenido, quieren trabajar, se extrae aleatoriamente un valor de forma que la jornada realizada no sea positiva. Por último, para las mujeres que no trabajan ni desean hacerlo, se obtiene una realización completamente aleatoria de dicho término. Los valores de los dos errores se mantienen fijos durante todo el proceso.

En la versión B, en la que se hace un tratamiento diferencial de las paradas y de las inactivas, los términos de error se obtienen del modo en que se acaba de comentar, excepto en el caso de las inactivas, para las que el error de preferencias asignado debe ser inferior al valor que les induciría a desear un número de horas positivo.

Con los coeficientes estimados y los dos componentes aleatorios se calcula la jornada realizada en la situación de partida y tras el cambio impositivo. En el Cuadro 3 se presentan los resultados de esta simulación. En él se ofrece información sobre las modificaciones en el número de trabajadoras, en las horas medias realizadas por participante y en la suma total de horas, considerando únicamente como empleadas a aquellas mujeres con jornadas superiores a 5 horas semanales tal y como se mencionó anteriormente.

CUADRO 3. EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SOBRE LA OCUPACIÓN, LA JORNADA Y EL BIENESTAR

	IRPF 1994	IRPF 1999			
		Versión A		Versión B	
	Valor	Valor	$\Delta\%$	Valor	$\Delta\%$
Nº ocupadas	576	528	-8.33	554	-3.82
Horas medias por ocupada	36.39	37.40	2.76	36.77	1.03
Horas totales	20963.00	19746.06	-5.81	20369.43	-2.83
Recaudación anual	1005.10	829.26	-17.49	823.26	-18.09
Distancia Monetaria (anual)	-	197.26		214.17	

Notas: La recaudación impositiva recoge el total de impuestos pagados por todas las mujeres de la muestra y sus maridos, y está expresada en millones de pesetas. La Distancia Monetaria se refiere al total de la muestra y se mide en millones de pesetas.

En las dos versiones del modelo, el nuevo impuesto provoca una disminución en el número de asalariadas, probablemente porque implica un aumento en la renta no salarial para una buena parte de la población, y un incremento en la jornada media, siendo el efecto neto una reducción en el total de horas realizadas por la muestra. Sin embargo, la cuantía de los cambios difiere bastante en función de la versión analizada. Al igual que sucedía en el cálculo de las elasticidades, la respuesta de la oferta es mucho mayor cuando no se hace una especificación separada de paradas e inactivas.

En el cuadro destaca la reducción sustancial que se produce en la recaudación impositiva con la nueva legislación (en torno al 17'5% en las dos versiones). Esta disminución está próxima al 15% que obtienen Castañer *et al.* (1999) a partir de un ejercicio estático de simulación en el que emplean el Panel de Declarantes por IRPF de 1994 del Instituto de Estudios Fiscales. Dado que, según nuestros cálculos, la reforma provoca una caída en las horas totales trabajadas por las mujeres casadas, el descenso en la recaudación obtenido es algo superior al de Castañer *et al.* (1999). No obstante, esta cifra hay que tomarla con precaución en términos comparativos. La simulación se realiza en un marco de análisis de equilibrio parcial, con una determinada muestra de parejas y suponiendo que los maridos no alteran su comportamiento laboral. Por tanto, se está ignorando a una parte importante de la población y tampoco se considera el incremento en la renta real que se ha producido desde 1994.

Respecto a los efectos sobre el bienestar individual, la reforma incrementa el nivel de utilidad para la mayoría de la muestra, hasta el punto de que la Distancia Monetaria, que se puede interpretar como la máxima cantidad de dinero que los agentes estarían dispuestos a pagar para no volver a la situación inicial, supera la pérdida de recaudación que sufre el Estado con el nuevo impuesto.

Asimismo, se ha realizado un análisis más detallado de estos resultados, comprobando los efectos diferenciales de la reforma según la composición del hogar y los ingresos. Dado que uno de los cambios destacados del nuevo impuesto ha sido la eliminación de las deducciones de la cuota por descendientes, para sustituirlas por mínimos familiares que se restan de la base imponible, merece la pena realizar un estudio detallado de la introducción del nuevo impuesto en función del número de hijos que residen en el hogar. Los Cuadros 4.A y 4.B muestran los cambios porcentuales en el número de ocupadas, en las horas de trabajo medias por empleada, en los pagos impositivos medios de la pareja y en su renta familiar neta. Asimismo se ofrece información sobre la distancia monetaria anual media como medida del cambio en el bienestar de la mujer.

Para ambas versiones del modelo, se observa una caída generalizada en la participación, excepto en el caso de familias con más de tres hijos, en las que la participación femenina se mantiene estable. El descenso más acusado en el número de ocupadas se encuentra en familias con tres hijos, según la versión A, o con dos, según la versión B. Por otra parte, el efecto sobre la

jornada laboral media por ocupada es siempre positivo, independientemente del número de hijos. No obstante los mayores incrementos porcentuales se producen en trabajadoras con hijos. Si se comparan los resultados de ambas versiones, se puede comprobar que la participación y la jornada varían en menor medida en la versión B.

CUADRO 4.A. EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN EL
NÚMERO DE HIJOS (VERSIÓN A)

Nº hijos	$\Delta\%$ Nº ocupadas	$\Delta\%$ Horas medias por ocupada	$\Delta\%$ Pagos impositivos medios de la pareja	$\Delta\%$ Renta anual media neta de la pareja	DM anual media
0	-5.38	2.80	-12.09	1.22	44880.36
1	-9.40	2.72	-15.68	1.46	60739.19
2	-8.05	1.85	-17.36	2.36	84482.35
3	-12.35	5.44	-20.92	3.40	104146.18
Más de 3	0.00	2.21	-27.50	4.78	93506.63

Notas: La recaudación impositiva recoge el promedio de impuestos pagados anualmente por la pareja. La Distancia Monetaria media anual se mide en pesetas.

CUADRO 4.B. EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN EL
NÚMERO DE HIJOS (VERSIÓN B)

Nº hijos	$\Delta\%$ Nº ocupadas	$\Delta\%$ Horas medias por ocupada	$\Delta\%$ Pagos impositivos medios de la pareja	$\Delta\%$ Renta anual media neta de la pareja	DM anual media
0	-2.15	0.66	-12.24	1.47	48650.94
1	-1.34	0.08	-15.68	2.23	61646.78
2	-5.93	1.91	-18.13	2.44	92540.22
3	-4.94	0.17	-21.95	3.53	121230.25
Más de 3	0.00	1.37	-28.84	4.58	93985.86

Notas: La recaudación impositiva recoge el promedio de impuestos pagados anualmente por la pareja. La Distancia Monetaria media anual se mide en pesetas.

En cuanto a los pagos impositivos medios realizados por la pareja, en todos los casos se observa una disminución, que es creciente con el número de hijos, mientras que la renta familiar neta de la pareja se incrementa en mayor proporción a mayor número de descendientes. Por último, también se

encuentra que el nivel de bienestar aumenta más para las mujeres con hijos, alcanzando su máximo cuando hay tres hijos en el hogar.

Otro análisis que puede resultar informativo es la distinción según la renta del matrimonio. Para ello se sigue el planteamiento de Zabalza y Arrufat (1988) y Garcia (1989) que emplean, como medida de la renta, los ingresos totales netos de impuestos que obtendría la pareja si la mujer trabajase la jornada laboral media observada para la submuestra de trabajadoras. Esta medida de la renta, denominada renta potencial neta, se adopta para evitar la influencia de las decisiones de oferta de la esposa en esta variable. En nuestro caso, se calcula la renta potencial neta suponiendo que todas las mujeres trabajan 36 horas semanales y aplicando el IRPF vigente en 1994.

Como se puede observar en los Cuadros 5.A y 5.B, los efectos de la reforma sobre participación y jornada media varían en función de la especificación. En general, la participación se reduce en todos los casos, salvo para el grupo de mujeres con renta potencial más baja (según la versión A). Asimismo, la jornada media por ocupada aumenta para todos los grupos excepto para el de renta igual o inferior a 2 millones, en el que se observa una ligera disminución.

Por otro lado, la reducción en la recaudación impositiva es mayor cuanto menor es la renta y todas las parejas ven incrementado su nivel medio de ingresos netos. Finalmente, se encuentra una relación positiva entre las ganancias en el nivel de bienestar y la renta potencial neta.

CUADRO 5.A. EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN LA
RENTA POTENCIAL NETA (VERSIÓN A)

Renta potencial neta	$\Delta\%$ Nº ocupadas	$\Delta\%$ Horas medias por ocupada	$\Delta\%$ Pagos impositivos medios de la pareja	$\Delta\%$ Renta anual media neta de la pareja	DM anual media
≤ 2 mill.	3.23	-1.63	-44.18	1.35	9137.31
2-3 mill.	-7.69	1.33	-43.62	2.30	53776.28
3-4 mill.	-10.94	1.18	-22.97	1.99	91950.51
4-5 mill.	-8.70	3.85	-12.83	2.19	104916.38
> 5 mill.	-12.50	9.37	-9.60	2.88	212917.83

Notas: Por renta potencial neta se entiende la renta neta de la pareja aplicando el sistema impositivo vigente en 1994 y suponiendo que la mujer trabaja 36 horas semanales. La recaudación impositiva recoge el promedio de impuestos pagados anualmente por la pareja. La Distancia Monetaria media anual se mide en pesetas.

CUADRO 5.B. EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN LA
RENTA POTENCIAL NETA (VERSIÓN B)

Renta potencial neta	$\Delta\%$ Nº ocupadas	$\Delta\%$ Horas medias por ocupada	$\Delta\%$ Pagos impositivos medios de la pareja	$\Delta\%$ Renta anual media neta de la pareja	DM anual media
≤ 2 mill.	-1.61	-0.36	-52.58	0.45	16937.72
2-3 mill.	-3.85	0.30	-44.39	2.64	63679.97
3-4 mill.	-2.34	0.53	-22.60	3.01	89334.38
4-5 mill.	-4.35	1.52	-13.99	2.11	121552.14
> 5 mill.	-6.25	3.20	-10.26	2.71	214078.21

Notas: Por renta potencial neta se entiende la renta neta de la pareja aplicando el sistema impositivo vigente en 1994 y suponiendo que la mujer trabaja 36 horas semanales. La recaudación impositiva recoge el promedio de impuestos pagados anualmente por la pareja. La Distancia Monetaria media anual se mide en pesetas.

En resumen, el nuevo impuesto sobre la renta tiene, en general, un efecto negativo sobre la participación y positivo sobre las horas de trabajo medias de las mujeres que permanecen empleadas. En relación al pago de impuestos, se observa una mayor reducción de la cuantía a pagar en los matrimonios con mayor número de hijos y con menor renta potencial neta, mientras que las ganancias en el bienestar son en general mayores para las mujeres con más hijos y mayor nivel de renta potencial.

5.- CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido estudiar el posible impacto que puede tener la reforma del Impuesto Sobre la Renta de las Personas Físicas de 1999 sobre el comportamiento laboral de las mujeres casadas españolas. Para ello se han estimado dos modelos de oferta de trabajo empleando datos de 1994, en los que se especifica completamente el conjunto presupuestario individual. Los dos modelos suponen una oferta lineal en el salario marginal y en la renta virtual y en ambos se incluyen dos términos aleatorios: un error de preferencias y un error de optimización. La diferencia entre las dos especificaciones se encuentra en la contribución a la función de verosimilitud de las mujeres que no trabajan. En la versión A se supone que cualquier mujer no ocupada puede desear o no participar. En la versión B se aprovecha la información muestral sobre la situación de desempleo e inactividad y se supone que las personas que se declaran inactivas no desean trabajar.

Los estimaciones indican que los coeficientes pueden variar de forma considerable dependiendo de la especificación elegida, aunque la comparación de los valores de la función de verosimilitud en el óptimo llevan a inclinarse por la versión A.

A partir de estas estimaciones se han hecho ejercicios de simulación, que corresponden a análisis de equilibrio parcial, para comprobar los cambios

que pueden producirse en el comportamiento laboral femenino a consecuencia de la reforma impositiva de 1999. Se encuentra que, en general, el efecto de la reforma será una caída en la participación laboral y un aumento de la jornada media realizada por las ocupadas. Aunque el bienestar aumenta tras la reforma, los grupos más favorecidos son las mujeres con hijos y con mayor nivel de renta potencial. Asimismo, los resultados de estos ejercicios de simulación ponen de manifiesto la sensibilidad de los mismos según cual sea la especificación utilizada de la ecuación de oferta de trabajo.

APÉNDICE

Definición de variables

-*Dummy participación*: Variable cualitativa que es igual a 1 cuando el individuo se encuentra trabajando por cuenta ajena.

-*Horas realizadas*: Número de horas a la semana que trabajadas habitualmente en el empleo principal.

-*Log (salario bruto)*: Logaritmo neperiano de la tasa salarial bruta. Se calcula utilizando información sobre ingresos laborales mensuales brutos y las horas realizadas a la semana.

-*Renta no salarial neta anual*: Suma de todos los ingresos no salariales del individuo más las retribuciones dinerarias del cónyuge, netas de los impuestos que se pagarían si la mujer no trabajase y la pareja realizase la declaración conjunta.

-*Edad*: Años de edad del individuo.

-*Dummy estado de salud*: Variable cualitativa que es igual a uno cuando el individuo declara que su estado de salud es bueno o muy bueno.

-*Dummy estudios medios*: Variable cualitativa igual a uno cuando se ha completado el segundo nivel de enseñanza secundaria (Bachiller Superior, BUP, COU o Formación Profesional de un año o más de duración).

-*Dummy estudios superiores*: Variable cualitativa que toma el valor uno cuando el individuo ha terminado estudios universitarios o equivalentes, Formación Profesional II y módulo 3 de Formación Profesional.

-*Dummy paro en últimos 5 años*: Variable cualitativa que toma el valor uno cuando el individuo ha estado en paro al menos una vez durante los últimos cinco años.

-*Nº miembros ³14 años*: Número de personas del hogar que tienen 14 o más años de edad.

-*Nº hijos < 14 años*: Número de personas del hogar que tienen menos de 14 años de edad.

-*Dummy cuidado niños/adultos*: Variable cualitativa que es igual a uno cuando el individuo dedica tiempo no remunerado al cuidado de niños propios o ajenos, o de adultos necesitados de ayuda especial.

-*Noroeste*: Variable cualitativa igual a uno cuando el individuo reside en Galicia, Asturias o Cantabria.

-*Noreste*: Variable cualitativa igual a uno cuando el individuo reside en el País Vasco, Navarra, La Rioja o Aragón.

-*Centro*: Variable cualitativa igual a uno cuando el agente reside en Castilla-León, Castilla-La Mancha o Extremadura.

-*Madrid*: Variable cualitativa igual a uno cuando el individuo tiene su residencia en la Comunidad de Madrid.

-*Este*: Variable cualitativa igual a uno cuando el agente reside en Cataluña, Valencia o Baleares.

-*Sur*: Variable cualitativa igual a uno cuando el individuo reside en Andalucía o Murcia

Estadística descriptiva de las variables

CUADRO A1. ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS

Variable	Muestra total de mujeres (N=2586 observaciones)		Submuestra de asalariadas (N=576 observaciones)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. Típica
Dummy participacion	0.223	0.416	1.000	0.000
Horas realizadas	8.106	15.648	36.394	8.334
Log (salario bruto)	-	-	6.721	0.581
Salario bruto estimado	810.506	281.565	1009.756	396.620
Renta no salarial neta anual	2038672.6	1317256.3	2354125.6	1644451.9
Edad	42.505	10.547	38.559	7.937
Dummy estado de salud	0.667	0.471	0.800	0.400
Dummy estudios medios	0.133	0.340	0.205	0.404
Dummy estudios superiores	0.130	0.337	0.359	0.480
Dummy paro en últimos 5 años	0.285	0.452	0.295	0.457
Nº miembros \geq 14 años	3.014	1.164	2.773	0.983
Nº hijos < 14 años	0.790	0.908	0.899	0.912
Dummy cuidado niños/adultos	0.616	0.487	0.637	0.481
Noroeste	0.116	0.320	0.097	0.297
Noreste	0.172	0.377	0.207	0.405
Centro	0.147	0.355	0.111	0.315
Madrid	0.102	0.303	0.118	0.323
Este	0.206	0.405	0.274	0.447
Sur	0.201	0.401	0.160	0.367

Estimaciones de la probabilidad de trabajar y de la ecuación salarial

CUADRO A2. PROBIT DE PROBABILIDAD DE TRABAJAR

[Variable dependiente=1 si la mujer trabaja]

Variables explicativas	Coeficientes	Estadísticos t
Constante	-4.716	-7.678
Renta no salarial neta anual/100	-0.000	-2.570
Préstamos hipotecarios/100	0.001	4.085
Edad	0.220	7.011
Edad ² /100	-0.289	-7.789
Dummy estudios medios	0.599	6.959
Dummy estudios superiores	1.298	14.386
Dummy paro en últimos 5 años	-0.161	-2.336
Dummy estado de salud	0.150	2.030
Nº miembros >14 años	-0.072	-1.933
Nº hijos < 14 años	-0.151	-3.070
Dummy cuidado niños/adultos	-0.180	-2.174
Noroeste	-0.065	-0.376
Noreste	0.299	1.853
Centro	0.047	0.280
Madrid	0.240	1.384
Este	0.499	3.166
Sur	0.068	0.423
Log L	-1090.59	
Nº observaciones	2586	

CUADRO A3. ECUACIÓN SALARIAL

[Variable dependiente: log (salario bruto)]

Variables explicativas	Coeficientes	Estadísticos t
Constante	4.609	9.965
Edad	0.081	4.260
Edad ² /100	-0.085	-3.506
Dummy estudios medios	0.374	5.714
Dummy estudios superiores	0.749	7.766
Dummy paro en últimos 5 años	-0.250	-5.602
Noroeste	0.035	0.272
Noreste	0.071	0.583
Centro	0.121	0.955
Madrid	0.143	1.142
Este	0.072	0.582
Sur	0.052	0.424
λ	-0.030	-0.281
R ²	0.4897	
R ² ajustado	0.4788	
Nº observaciones	576	

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alonso, A. y Fernández, A. I. (1995), "Participación y horas de trabajo de las mujeres casadas en España", Mimeo.
- Álvarez, S. y Prieto, J. (2000), "La reforma del IRPF y los determinantes de la oferta laboral en la familia española", Mimeo.
- Arrufat, J. L. y Zabalza, A. (1986), "Female labor supply with taxation, random preferences, and optimization errors", *Econometrica*, 54, 47-63.
- Blundell, R. y MaCurdy, T. (1999), "Labor supply: A review of alternative approaches", en O.C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of labor economics*, ed. North-Holland, vol 3A, 1559-1695.
- Bourguignon, F. y Magnac, T. (1990), "Labor supply and taxation in France", *The Journal of Human Resources*, 25, 358-389.
- Castañer, J. M., Onrubia, J. y Paredes, R. (1999), "Análisis de los efectos recaudatorios y redistributivos de la reforma del I.R.P.F. por Comunidades Autónomas", *Hacienda Pública Española*, 150, 79-108.
- Colombino, U. y Del Boca, D. (1990), "The effect of taxes on labor supply in Italy", *The Journal of Human Resources*, 25, 390-414.
- Fernández, A. I., Rodríguez-Póo, J. M. y Sperlich, S. (1999), "Semiparametric three step estimation methods in labor supply models", Mimeo.
- Fernández, I. (2000), *Oferta de trabajo familiar: Evidencia para el caso español*, Tesina CEMFI N° 0004.
- García, I. y Molina, J. A. (1998), "Household labour supply with rationing in Spain", *Applied Economics*, 30, 1557-1570.

- García, J. (1989), "Incentive and welfare effects of reforming the British Benefit System: A simulation study for the wives of the unemployed", en S. Nickell, W. Narendranathan, J. Stern y J. Garcia, *The nature of unemployment in Britain*, Oxford University Press, 164-198.
- García, J. (1991), "Métodos de estimación de modelos de oferta de trabajo basados en la predicción de los salarios", *Investigaciones Económicas*, 15, 429-455.
- García, J., González-Páramo, J. M. y Zabalza, A. (1989): "Una aproximación al coste de eficiencia de la tributación familiar en España", *Moneda y Crédito*, 188, 211-242.
- García, J., González-Páramo, J. M., Segura, M. y Zabalza, A. (1993), "Female labour supply and income taxes in Spain", Mimeo.
- García, J., Labeaga, J. M. y López, A. (1997), "Análisis microeconómico de los efectos de cambios en el sistema impositivo y de prestaciones sociales", *Moneda y Crédito*, 204, 67-104.
- García, J. y Segura, M. (1998), "How important is the correct specification of the budget set when estimating labour supply models: A simulation exercise", Mimeo.
- García, J. y Suárez, M. J. (2001), "Female labour supply in Spain: The importance of behavioural assumptions and unobserved heterogeneity specification", Mimeo.
- Hausman, J. A. (1981), "Labor supply", en H.J. Aaron y J.A. Pechman (eds.), *How taxes affect economic behavior*, The Brookings Institution, 27-83.

- Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153-161.
- Killingsworth, M. R. y Heckman, J. J. (1986), "Female labor supply: A survey", en O. C. Ashenfelter y R. Layard (comps.), *Handbook of labor economics*, ed. North-Holland, vol. I, 103-204.
- Martínez-Granado, M. (1994), "An empirical model of female labour supply for Spain", CEMFI, Working Paper nº 9412.
- Pencavel, J. (1986), "Labor supply of men: A survey", en O. C. Ashenfelter y R. Layard (comps.), *Handbook of labor economics*, ed. North-Holland, vol. I, 3-102.
- Segura, M. (1996), *Labour supply behaviour and income taxation: three empirical exercises for the Spanish case*, Tesis Doctoral, Universidad Pompeu Fabra, Mimeo.
- Suárez, M. J. (2000), *Estudios sobre la oferta de trabajo femenina en España: Modelización de las restricciones en la jornada y del sistema de imposición directa*, Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo.
- Zabalza, A. (1983), "The CES utility function, non-linear budget constraints and labour supply. Results on female participation and hours", *The Economic Journal*, 93, 312-330.
- Zabalza, A. (1984), "Una nota sobre errores de optimización y medidas de cambio de bienestar", *Revista Española de Economía*, 1, 187-192.
- Zabalza, A. y Arrufat, J. L. (1988), "Efficiency and equity effects of reforming the British system of direct taxation: A utility-based simulation methodology", *Economica*, 55, 21-45.